

УДК 621.391.26

Х.А. Турсунходжаєв, О.Л. Кузнецов, В.О. Кошка, О.С. Иванченко

Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба. Харків

## АЛГОРИТМ І ПОКАЗНИКИ ЯКОСТІ ОТOTOЖНЕННЯ ПЕЛЕНГІВ ПРИ ТРИАНГУЛЯЦІЙНОМУ МЕТОДІ ПАСИВНОЇ РАДІОЛОКАЦІЇ

У статті запропоновано алгоритм ототожнення пеленгів при триангуляційному методі пасивної радіолокації. Оцінені відповідні показники якості ототожнення пеленгів та розроблені пропозиції щодо їх покращення.

**Ключові слова:** пасивна радіолокація, триангуляційний метод, ототожнення пеленгів.

### Вступ

**Постановка проблеми.** Забезпечення споживачів достовірною та своєчасною інформацією про засоби повітряного нападу передбачає використання сукупності РЛС, територіально рознесених на місцевості з перекриттям їх зон видимості у межах всіх сподіваних висот польоту цілей.

Застосування противником маскувальних завад суттєво скорочує зони видимості активних РЛС. Це обумовлює доцільність застосування засобів як активної, так і пасивної радіолокації. Серед відомих методів пасивної радіолокації найбільш економічним і доцільним методом для пеленгації постановників активних завад є триангуляційний метод. При використанні даного методу незалежність оцінювання кутових координат призводить до виникнення хибних цілей при ототожненні пеленгів.

Таким чином, дублювання потоку інформації щодо цілей призводить до необхідності розробки алгоритмів об'єднання даних від джерел радіолокаційної інформації.

**Аналіз результатів останніх досліджень і публікацій.** Питання траєкторної обробки радіолокаційної інформації розглянуті у роботах [1 – 3]. Представляє практичну користь оцінювання умов використання алгоритмів об'єднання даних при триангуляційному методі пасивної радіолокації.

**Метою статті є** дослідження ефективності використання алгоритму ототожнення пеленгів при використанні триангуляційного методу пасивної радіолокації.

### Основний матеріал

Припустимо, що пеленгація джерел активних завад здійснюється двома рознесеними на відстань  $B$  пунктами прийому. Кожний з пунктів оцінює по  $i$ -му постановнику активних завад азимут  $\hat{\beta}_{ij}$  і кут місця  $\hat{\varepsilon}_{ij}$  ( $j$  – номер пункту прийому). Принцип об'єднання даних по цілях зводиться до визначення точки перетину площин, що відповідають азимутальним і кутмісцевим виміряним значенням. Однак,

наявність флуктуаційних помилок однократно вимірюваних параметрів приводить до знаходження не точок, а областей перетину розглянутих площин. Розміри вказаної області повинні бути обрані виходячи з необхідних умовних ймовірностей правильного і помилкового ототожнення.

Для пари азимутальних оцінок  $(\hat{\beta}_{i1} \text{ і } \hat{\beta}_{i2})$  отриманих в рознесених пунктах прийому, розраховується дальність до цілі відносно цих пунктів у горизонтальній площині згідно виразів:

$$\hat{R}_{i1} = \frac{\hat{A} \cos \hat{\beta}_{i2}}{\sin(\hat{\beta}_{i1} - \hat{\beta}_{i2})}, \quad \hat{R}_{i2} = \frac{\hat{A} \cos \hat{\beta}_{i1}}{\sin(\hat{\beta}_{i1} - \hat{\beta}_{i2})}. \quad (1)$$

За оціненими значеннями  $\hat{\varepsilon}_{i1}$  і  $\hat{\varepsilon}_{i2}$  та розрахованими  $\hat{R}_{i1}$  і  $\hat{R}_{i2}$  визначаються значення висот  $\hat{H}_{i1}$  і  $\hat{H}_{i2}$ , які відповідають точці перетину відносно пунктів прийому за формулами:

$$\hat{H}_{i1} = \hat{R}_{i1} \operatorname{tg} \hat{\varepsilon}_{i1}, \quad \hat{H}_{i2} = \hat{R}_{i2} \operatorname{tg} \hat{\varepsilon}_{i2}. \quad (2)$$

Різниця знайдених значень  $\hat{H}_{i1}$  і  $\hat{H}_{i2}$  порівнюється з величиною припустимого розкиду по висотах згідно зі співвідношенням

$$|\hat{H}_{i1} - \hat{H}_{i2}| \leq L \sqrt{[\hat{R}_{i1} \operatorname{tg} \sigma_{i1}]^2 + [\hat{R}_{i2} \operatorname{tg} \sigma_{i2}]^2}. \quad (3)$$

Тут  $\sigma_{i1}$  і  $\sigma_{i2}$  – середньоквадратичні відхилення помилок вимірювання кутових координат  $\hat{\varepsilon}_{i1}$  і  $\hat{\varepsilon}_{i2}$ ,  $L$  – величина, яка обирається з припустимого значення ймовірності правильного ототожнення.

Це дозволяє сформулювати координатні дані по постановнику активних завад. При виконанні умови (3) вважається, що група оцінених параметрів у першому та другому пунктах прийому належать одній цілі. Тобто, знайдена точка перетину належить  $i$ -му постановнику активних завад. У випадку, коли оцінені дані не задовольняють умові (3), приймається рішення про те, що знайдена точка перетину є хибною і перебір одержуваних оцінок триває. При цьому, необхідно отримані в пунктах прийому оцінки кутів привести до єдиного моменту часу з

урахуванням передбачуваної моделі руху постановника активних завод. За відсутності такої можливості необхідна ймовірність правильного ототожнення може бути забезпечена за рахунок збільшення величини  $L$ . Втрати, які виникають в даній ситуації обумовлені збільшенням значення ймовірності помилкового ототожнення.

До показників якості триангуляційної системи можна віднести наступні:

- ймовірності правильного і хибного ототожнення;
- дисперсію помилок оцінюваних просторових координат цілі.

Для оцінки розглянутих величин необхідно знати щільність ймовірності координатних складових по постановнику активних завод.

В силу нелінійності зв'язків дальності до цілі з первинними кутовими вимірами (1), закон розподілу помилок вимірювання дальності є відмінним від нормального. Алгоритм ототожнення (3), який також передбачає нелінійний зв'язок з помилками первинних кутових вимірів, можна перетворити до наступного виду:

$$\gamma = \left| \widehat{H}_{11} - \widehat{H}_{12} \right|^2 - L^2 \left\{ \left[ \widehat{R}_{11} \operatorname{tg}(\sigma_{11}) \right]^2 + \left[ \widehat{R}_{12} \operatorname{tg}(\sigma_{12}) \right]^2 \right\} \leq 0. \quad (4)$$

Для оцінки показників якості ототожнення необхідно знати закон розподілу випадкової величини  $p(\gamma)$ . Для двох гіпотез (гіпотеза  $H_1$  – точка перетину істинна,  $H_2$  – точка перетину хибна), ймовірності правильного ототожнення  $P_{\hat{1}\hat{1}}$  і хибного ототожнення  $P_{\delta\hat{1}}$  знаходиться (при нульовому порозі) з наступних співвідношень:

$$P_{\hat{1}\hat{1}} = \int_{-\infty}^0 p_{\hat{1}\hat{1}}(\gamma) d\gamma, \quad (5)$$

$$P_{\delta\hat{1}} = \int_{-\infty}^0 p_{\delta\hat{1}}(\gamma) d\gamma. \quad (6)$$

Один з методів оцінки значень  $P_{\hat{1}\hat{1}}$  і  $P_{\delta\hat{1}}$  полягає в лінеаризації залежності  $\gamma$  від випадкових величин  $\widehat{\beta}_{11}$ ,  $\widehat{\beta}_{12}$ ,  $\widehat{\varepsilon}_{11}$ ,  $\widehat{\varepsilon}_{12}$ . Це дозволить нормалізувати закони розподілу  $\delta_{\hat{1}\hat{1}}(\gamma)$  і  $\delta_{\delta\hat{1}}(\gamma)$  та оцінити значення  $P_{\hat{1}\hat{1}}$  та  $P_{\delta\hat{1}}$  по таблиці інтегралів ймовірностей.

Оцінку показників якості ототожнення пеленгів можна провести двома способами.

За першим способом, потрібно функцію  $\gamma$  розкласти в ряд Тейлора в точках, які відповідають вимірними значеннями. Ця процедура дозволяє лінеаризувати зв'язок  $\gamma$  з випадковими величинами  $\widehat{\beta}_{11}$ ,

$\widehat{\beta}_{12}$ ,  $\widehat{\varepsilon}_{11}$ ,  $\widehat{\varepsilon}_{12}$ . Тобто випадкову величину  $\gamma$  можна представити у наступному виді

$$\gamma = \dot{I} + \dot{A}(\beta_{11} - \widehat{\beta}_{11}) + \dot{A}(\beta_{12} - \widehat{\beta}_{12}) + \dot{N}(\varepsilon_{11} - \widehat{\varepsilon}_{11}) + D(\varepsilon_{12} - \widehat{\varepsilon}_{12}), \quad (7)$$

де  $M \rightarrow \gamma$  в точках  $\widehat{\beta}_{11}$ ,  $\widehat{\beta}_{12}$ ,  $\widehat{\varepsilon}_{11}$ ,  $\widehat{\varepsilon}_{12}$ ;  $A = \partial\gamma/\partial\beta_{11}$  при  $\beta_{11} = \widehat{\beta}_{11}$ ;  $B = \partial\gamma/\partial\beta_{12}$  при  $\beta_{12} = \widehat{\beta}_{12}$ ;  $C = \partial\gamma/\partial\varepsilon_{11}$  при  $\varepsilon_{11} = \widehat{\varepsilon}_{11}$ ;  $D = \partial\gamma/\partial\varepsilon_{12}$  при  $\varepsilon_{12} = \widehat{\varepsilon}_{12}$ .

Внаслідок незалежності помилок за кутовими координатами, дисперсія величини  $\gamma$  дорівнює сумі дисперсій величин  $\widehat{\beta}_{11}$ ,  $\widehat{\beta}_{12}$ ,  $\widehat{\varepsilon}_{11}$ ,  $\widehat{\varepsilon}_{12}$  з урахуванням коефіцієнтів, що представляють значення похідних  $\gamma$  по відповідному параметру. Випадкова величина  $\Delta\beta_1 = \beta_{11} - \widehat{\beta}_{11}$  є центруючою, її математичне очікування дорівнює  $\widehat{\beta}_{11}$ . Це твердження є справедливим й для складових  $\Delta\beta_2$ ,  $\Delta\varepsilon_1$ ,  $\Delta\varepsilon_2$ . Вказані складові є незалежними між собою, що обумовлено різноманітністю РЛС.

Таким чином, дисперсія  $\gamma$  визначається сумою зважених дисперсій величин  $\Delta\beta_1$ ,  $\Delta\beta_2$ ,  $\Delta\varepsilon_1$ ,  $\Delta\varepsilon_2$

$$\sigma_\gamma^2 = A^2\sigma_{\Delta\beta_1}^2 + B^2\sigma_{\Delta\beta_2}^2 + C^2\sigma_{\Delta\varepsilon_1}^2 + D^2\sigma_{\Delta\varepsilon_2}^2. \quad (8)$$

Виходячи з нормального розподілу величин  $\Delta\beta_1$ ,  $\Delta\beta_2$ ,  $\Delta\varepsilon_1$ ,  $\Delta\varepsilon_2$ , а також лінійності їх зв'язку з величиною  $\gamma$ , остання також розподілена за нормальним законом, з математичним очікуванням  $M$ .

Закон розподілу  $\gamma$  описується виразом виду:

$$p(\gamma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\gamma^2}} \exp\left[-\frac{(\gamma - M)^2}{2\sigma_\gamma^2}\right]. \quad (9)$$

Використовуючи наведені співвідношення, згідно виразу (5), можна отримати значення ймовірностей правильного ототожнення для перетину, який належить істинному положенню цілі в просторі:  $P_{\text{по}} = 0,648$  ( $L=1$ ),  $P_{\text{по}} = 0,934$  ( $L=2$ ),  $P_{\text{по}} = 1$  ( $L=3$ ). Для перетину, який не належить істинному положенню цілі в просторі ймовірність ототожнення, згідно виразу (6), при  $L = 1 \dots 3$  дорівнює  $P_{\text{хо}} = 0$ .

За другим способом знаходження розглянутих величин також може бути проведено шляхом статистичної оцінки з імітацією роботи РЛС, що передбачає:

- завдання положення цілей у просторі;
- розрахунок значень кутових координат цілей  $\widehat{\beta}_{11}$ ,  $\widehat{\beta}_{12}$ ,  $\widehat{\varepsilon}_{11}$ ,  $\widehat{\varepsilon}_{12}$ ;
- імітацію оцінок кутових координат цілей за рахунок додавання до їх значень випадкових величин розподілених за нормальним законом, які гене-

руються датчиком випадкових чисел з заданою дисперсією;

– знаходження координат як істинних, так і хибних точок перетину пеленгів;

– визначення значення  $\gamma$  для заданої вибірки і порівняння її з порогом;

– оцінку ймовірностей  $P_{i1}$  і  $P_{\delta i}$ .

При цьому будується модель випадкових вимірів кутових координат постановників активних завод для фіксованих значень дальності  $R$  та висоти  $H$ . Модель знаходження кутових координат задається співвідношеннями виду:

$$\hat{\varepsilon}_{i1} = \varepsilon_{i1} + \eta_{\varepsilon 1}; \quad (10)$$

$$\hat{\beta}_{i1} = \beta_{i1} + \eta_{\beta 1}; \quad (11)$$

$$\hat{\beta}_{i2} = \beta_{i2} + \eta_{\beta 2}, \quad (12)$$

де  $\eta_{\varepsilon 1}$ ;  $\eta_{\beta 1}$ ;  $\eta_{\beta 2}$  – складові випадкових величин з заданою дисперсією, які розподілені за нормальним законом та генеруються датчиком випадкових чисел.

Кут місця може бути визначений згідно виразу

$$\varepsilon_{i1} = \arctan(H_{i1}/R_{i1}), \quad (13)$$

де  $H_{i1}$  – висота  $i$ -го постановника активних завод відносно першого пункту;

$R_{i1}$  – дальність до  $i$ -го постановника активних завод відносно першого пункту.

Значення  $\hat{\beta}_{i1}$  і  $\hat{\beta}_{i2}$  можуть бути оцінені шляхом вирішення системи рівнянь:

$$\begin{cases} \hat{R}_{i1} = \frac{\hat{A} \cos \hat{\beta}_{i2}}{\sin(\hat{\beta}_{i1} - \hat{\beta}_{i2})} \\ \hat{R}_{i2} = \frac{\hat{A} \cos \hat{\beta}_{i1}}{\sin(\hat{\beta}_{i1} - \hat{\beta}_{i2})} \end{cases}. \quad (14)$$

За відомими співвідношеннями (1) і (2) обчислюються значення  $\hat{R}_{i1}$ ,  $\hat{R}_{i2}$ ,  $\hat{H}_{i1}$ ,  $\hat{H}_{i2}$  та підставляються в алгоритм ототожнення (3).

Шляхом проведення  $N$  дослідів оцінюється значення ймовірності ототожнення. Так, при  $L=1$  ймовірність правильного ототожнення по першій цілі ( $\beta_{i1} = 64,073^\circ$ ,  $\varepsilon_{i1} = 15,945^\circ$ ,  $R_{i1} = 35$  км) буде складати  $\hat{P}_{i1} = 0,687$ , по другій ( $\beta_{i2} = 281,028^\circ$ ,  $\varepsilon_{i2} = 7,125^\circ$ ,  $R_{i2} = 80$  км) –  $\hat{P}_{i1} = 0,51$ . Для хибного перетину (з координатами  $\beta = 62,988^\circ$ ,  $\varepsilon = 11,821^\circ$ ,  $R = 54$  км)  $P_{\delta i} = 0,5$ . При коефіцієнті  $L=3$ , ймовірність ототожнення по першій цілі буде дорівнювати  $\hat{P}_{i1} = 0,997$ , а по другій –  $\hat{P}_{i1} = 0,953$  і для хибного перетину  $P_{\delta i} = 0$ .

Таким чином, для забезпечення потрібного значення ймовірностей правильного та хибного ототожнення необхідно змінювати значення коефіцієнта  $L$ .

## Висновки

За допомогою розглянутих методів можливо оцінити показники якості ототожнення пеленгів при триангуляційному методі пасивної радіолокації, а корегування коефіцієнту  $L$  дозволяє забезпечити потрібну якість ототожнення.

## Список літератури

1. Радиоэлектронные системы : Основы построения и теория / Я.Д. Ширман, С.Т. Багдасарян, Д.И. Леховицкий, С.П. Леценко, Ю.И. Лосев, А.И. Николаев, С.А. Гориков, С.В. Москвитин, В.М. Орленко. – М.: Радиотехника, 2007. – 512 с.
2. Кузьмин С.З. Цифровая радиолокация / С.З. Кузьмин. – К.: Изд. КВЦ, 2000. – 428 с.
3. Турсунходжаев Х.А. Траекторна обробка локаційної інформації : навчальний посібник / С.А. Войтович, Х.А. Турсунходжаев. – Х.: ХУПС, 2008. – 112 с.

Надійшла до редколегії 10.11.2010

**Рецензент:** д-р техн. наук, проф. Г.В. Єрмаков, Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків.

## АЛГОРИТМ И ПОКАЗАТЕЛИ КАЧЕСТВА ОТЖДЕСТВЛЕНИЯ ПЕЛЕНГОВ ПРИ ТРИАНГУЛЯЦИОННОМ МЕТОДЕ ПАССИВНОЙ РАДИОЛОКАЦИИ

Х.А. Турсунходжаев, А.Л. Кузнецов, В.О. Кошка, А.С. Иванченко

*В статье предложен алгоритм отождествления пеленгов при триангуляционном методе пассивной радиолокации. Оценены соответствующие показатели качества отождествления пеленгов и разработаны предложения по их улучшению.*

**Ключевые слова:** пассивная радиолокация, триангуляционный метод, отождествление пеленгов.

## ALGORITHM AND QUALITY INDICES OF BEARINGS IDENTIFICATION WHILE TRIANGULATING IN PASSIVE RADIOLOCATION

K.A. Tursunhodzhaev, A.L. Kuznetsov, V.O. Koshka, O.S. Ivanchenko

*The algorithm is proposed for identifying bearings while triangulating in passive radiolocation. Corresponding quality indices of bearings identification are estimated together with propositions as to improve them.*

**Keywords:** passive radiolocation, triangulation, bearings identification.